



Working papers series

WP ECON 11.04

La introducción de la Renta Agraria: una evaluación del impacto sobre la oferta de trabajo en Andalucía y Extremadura

José Ignacio García Pérez (Universidad Pablo de Olavide)
David Troncoso Ponce (Universidad Pablo de Olavide)

JEL Classification numbers: C31, J43, J64, J65

Keywords: desempleo, propensity score matching, evaluación de
políticas de prestaciones por desempleo.



Department of Economics

La introducción de la Renta Agraria: una evaluación del impacto sobre la oferta de trabajo en Andalucía y Extremadura *

*José Ignacio García Pérez*¹

*David Troncoso Ponce*²

* Los autores agradecen los comentarios recibidos por los asistentes a la presentación de este trabajo en el *II Workshop on Public Policies* celebrado en la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Sevilla en Abril de 2010, y en especial a las aportaciones realizadas por el profesor José Manuel Cansino. Los errores que persistan son de nuestra entera responsabilidad.

¹ Universidad Pablo de Olavide. E-mail: jigarper@upo.es

² Universidad Pablo de Olavide. E-mail: dtropon@upo.es

Resumen

El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto que la introducción de la Renta Agraria, como instrumento de protección por desempleo en el sector agrario, ha tenido sobre la oferta de trabajo en Andalucía y Extremadura en el período comprendido entre 2004 y 2009. Se pretende analizar si la introducción de esta nueva medida ha modificado el comportamiento de la oferta de trabajo afectada por la misma, frente a los trabajadores que siguen percibiendo el antiguo Subsidio Agrario. Para evaluar los posibles efectos provocados por la introducción de dicha política, empleamos la metodología de evaluación causal, estimando el efecto medio del tratamiento (consistente en cobrar Renta Agraria). Nuestros resultados indican claramente que los trabajadores que cobran dicha renta tienen, tras un episodio de cobro, una duración media del desempleo menor, una duración media de los empleos encontrados en el Régimen Especial Agrario mayor y una probabilidad de reemplearse en trabajos agrarios superior, comparado con la correspondiente a individuos que cobran Subsidio Agrario. Sin embargo, la probabilidad de reemplearse en el Régimen General es mayor para estos últimos.

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the effect produced by the introduction of a new instrument for unemployment insurance, called *Renta Agraria*, in the agricultural labour market of two Spanish regions: Andalusia and Extremadura. We apply causal evaluation techniques (matching) to these two regions' labour market in order to asses the impact of this new insurance, in comparison to the preexisting one, called *Subsidio Agrario*, for the period 2004-2009. Our main goal is to test whether this new figure has modified the labour supply behaviour of those workers who receive *Renta Agraria*, in comparison to the one of those who still receive *Subsidio Agrario*. Our results indicate that workers under the new regime have shorter unemployment spells than those with *Subsidio*. Furthermore, their reemployment probability is larger, basically in the agricultural labour market, and they are employed during more days than workers in the control group.

Palabras clave: desempleo, *propensity score matching*, evaluación de políticas de prestaciones por desempleo.

Clasificación JEL: C31, J43, J64, J65.

1. Introducción y motivación

El Subsidio Agrario es una prestación por desempleo de tipo asistencial especial para Andalucía y Extremadura, que nace mediante el establecimiento del *Real Decreto 3237/1983*, que sustituye al anterior sistema de Empleo Comunitario que se aplicaba en estas dos regiones desde finales de los años setenta. La finalidad de este subsidio es, en su origen, proteger a los individuos cuya principal ocupación consiste en realizar trabajos por cuenta ajena de carácter eventual en el sector agrícola de las regiones de Andalucía y Extremadura, ante situaciones de desempleo de tipo estacional, dadas las características propias del trabajo agrícola en estas regiones.

El derecho al subsidio, que se aplica a los trabajadores eventuales inscritos en el Régimen Especial Agrario de la Seguridad Social (REASS), consiste en el cobro de una cuantía fija de dinero, el 80% del Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples (IPREM), durante un período de tiempo máximo que varía según la edad del beneficiario y de éste si tiene o no responsabilidades familiares. En la regulación actual, para menores de 25 años sin responsabilidades familiares, se perciben 3,43 días de subsidio por día trabajado, con un máximo de 120 días; para menores de 25 años con responsabilidades familiares, para mayores de 25 años y menores de 52 años, la duración del subsidio es de 180 días; para mayores de 52 y menores de 60 años, son 300 días; y para mayores de 60 años supone 360 días de subsidio. Para acceder a este derecho se debe haber cotizado un mínimo de 35 jornadas reales dentro del año inmediatamente anterior a la situación de desempleo.³

³ Tras el nacimiento de este instrumento de protección por desempleo, el Subsidio Agrario ha sufrido varias modificaciones a lo largo de su vida. Éstas han consistido fundamentalmente en la regulación de la renta máxima que el solicitante del Subsidio no puede sobrepasar, pasando de un enfoque de exigencia de límite de renta personal a la regulación de un límite máximo de renta de la unidad familiar. Otras modificaciones han consistido en la reducción del número mínimo de jornadas cotizadas para poder solicitar el Subsidio, pasando de exigir 60 jornadas reales en los doce meses naturales anteriores a la solicitud hasta el año 1997 (cuando entra en vigor el

La peculiaridad de este subsidio reside en que, al ser su duración fija, el exceso sobre el mínimo de las 35 jornadas reales cotizadas, necesarias para la activación de la prestación, no genera un mayor derecho en días de cobro. De ahí que, al menos a priori, el diseño de este instrumento pueda provocar efectos desincentivadores sobre la búsqueda de empleo (y la aceptación de nuevos trabajos agrícolas) en la población de trabajadores afectados por dicha situación. Estos efectos desincentivadores también podrían preverse sobre la duración de los empleos en el sector agrícola, pudiendo impulsar una salida anticipada del empleo como consecuencia de completar el número de jornadas cotizadas necesarias para un nuevo cobro. Estos efectos desincentivo que el diseño de este instrumento tiene sobre la oferta de trabajo han sido puestos de manifiesto ya con anterioridad en por ejemplo, Cansino (1996) o García-Pérez (2004).

Con el establecimiento de la *Ley 45/2002, de medidas urgentes para la reforma del sistema de protección por desempleo y mejora de la ocupabilidad*, se elimina el acceso al Subsidio Agrario para todos aquellos trabajadores que, aun cumpliendo los requisitos exigidos para ser perceptores del mismo, no hayan sido beneficiarios de éste en alguno de los tres años inmediatamente anteriores a la solicitud. Esta medida supone un cambio muy importante en el sistema de protección por desempleo del colectivo de trabajadores agrícolas de las regiones de Andalucía y Extremadura. Finalmente, y tras una intensa protesta social como respuesta a lo dispuesto por esta ley, con la aprobación del *Real Decreto 426/2003* se crea un nuevo instrumento de protección por desempleo para el ámbito agrario de Andalucía y Extremadura, denominado Renta Agraria. Este instrumento se diferencia fundamentalmente del anterior Subsidio Agrario en que la cuantía de cobro es inicialmente la misma que en el Subsidio

Real Decreto 5/1997), a exigir 35 jornadas cotizadas desde dicho año. También se ha reforzado la protección para los colectivos más vulnerables, instrumentando un Subsidio especial para mayores de 52 años, consistente en una duración del mismo más amplia, de 360 días de cobro.

Agrario, el 80% del IPREM para un número de jornadas cotizadas entre 35 y 64, pero que crece en el porcentaje sobre dicho indicador hasta alcanzar el 107% del mismo para un número de jornadas cotizadas superior a 180, en el año anterior a la solicitud. La duración del período de percepción de la Renta Agraria y los demás requisitos exigidos para el acceso a éste son los mismos que para el Subsidio,⁴ a excepción de uno nuevo consistente en la exigencia de estar empadronado durante un período previo de al menos diez años en el territorio en que se aplica la Renta.

Por tanto, dentro del actual sistema de protección por desempleo de tipo asistencial para los trabajadores eventuales del REASS en las regiones de Andalucía y Extremadura, coexisten dos instrumentos diferentes de protección que están en vigor, que son, por un lado, el Subsidio Agrario y, por otro lado, la Renta Agraria. En la Tabla 1 podemos observar el presupuesto medio anual dedicado al pago del Subsidio Agrario para el período comprendido entre 2004 y 2009. También se dispone de información sobre el número medio anual de beneficiarios del Subsidio y del presupuesto medio por beneficiario. Finalmente, esta tabla también contiene el número de beneficiarios de la Renta Agraria. Como se puede observar, el número de beneficiarios del Subsidio Agrario ha experimentado una importante reducción a partir del año 2007, alcanzando en el año 2009 la cifra de 158.910 beneficiarios, lo que supone un 9,3% menos que en el año 2007, si bien el presupuesto medio anual por beneficiario se ha ido incrementando, hasta casi alcanzar los 5.138 euros por beneficiario y año. Por otro lado, los beneficiarios de la nueva Renta Agraria han ido creciendo cada año a un ritmo considerable, suponiendo en el año 2009 un colectivo de 37.173 beneficiarios.

⁴ En su origen, el *Real Decreto 426/2003* establecía en su artículo quinto, apartado tercero que “*los trabajadores podrán obtener como máximo, por seis veces, el nacimiento del derecho a la renta agraria*”. No obstante, esta disposición fue posteriormente derogada por el *Real Decreto 864/2006, de 14 de julio, para la mejora del sistema de protección por desempleo de los trabajadores agrarios*.

Para el período comprendido entre 2004 y 2009, el presupuesto medio anual dedicado al pago del Subsidio Agrario en las regiones de Andalucía y Extremadura asciende a unos 857 millones de euros, frente a un total dedicado en estas regiones a subsidios asistenciales de desempleo de 1.923 millones de euros y un total global gastado en el conjunto de prestaciones por desempleo de 5.037 millones de euros. Por tanto, el gasto en la protección del desempleo agrario supone en torno al 17% de este total (el 44,6% si sólo consideramos el gasto en subsidios asistenciales por desempleo). Estas cifras muestran la importancia cuantitativa que esta política supone para el conjunto de trabajadores de estas dos regiones, en general y ponen de manifiesto que el análisis del comportamiento de los desempleados agrarios en Andalucía y Extremadura es de enorme interés, sobre todo, de cara a analizar las implicaciones de introducir este nuevo instrumento de protección como es la Renta Agraria.

[Tabla 1 aquí]

El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto que la introducción de la Renta Agraria ha tenido sobre la oferta de trabajo en Andalucía y Extremadura en el período comprendido entre 2004 y 2009. Nuestro objetivo se centra en proporcionar evidencia, si la hay, sobre los posibles efectos incentivadores que la Renta Agraria haya podido tener sobre la oferta de trabajo, frente a los existentes para los que siguen accediendo al Subsidio Agrario.

El trabajo comienza con la descripción de la base de datos utilizada (la Muestra Continua de Vidas Laborales), se explican los criterios utilizados para definir la muestra sobre la que trabajar, aportando una explicación de las variables que son más relevantes para nuestro análisis. En la sección correspondiente al análisis descriptivo, estudiamos las diferencias observadas entre los individuos de la muestra en función del tipo de prestación a la que estos acceden (Subsidio Agrario o Renta Agraria). Para cada uno de los grupos

definidos previamente, calculamos las duraciones medias anuales de los períodos de cobro, de las experiencias de empleo en el régimen agrario y de aquéllas que se producen en el régimen general.

Tras el análisis descriptivo, pasamos a realizar un análisis econométrico donde confirmar nuestras principales hipótesis. Aplicando la metodología de evaluación causal, estimamos la “propensión a ser tratado por Renta Agraria” (*propensity score*) en base a las características observables contenidas en nuestra muestra y, finalmente, estimamos el efecto medio del tratamiento (percibir Renta Agraria) sobre los tratados, evaluado sobre una serie de variables de interés (“*outcomes*”) que son: (i) duración del período de desempleo tras un episodio de cobro; (ii) duración de la experiencia de empleo en el REASS (para los individuos que se reemplean en el REASS tras el cobro); (iii) probabilidad de reemplearse en el REASS tras un episodio de cobro; (iv) probabilidad de reemplearse en el Régimen General tras un episodio de cobro. Nuestros principales resultados indican que los trabajadores beneficiarios de la Renta Agraria, frente a los que reciben el Subsidio Agrario, tienen experiencias de desempleo inferiores, están un mayor número de días empleados en trabajos cotizando al REASS, y acceden a estos empleos con una mayor probabilidad. Sin embargo, observamos evidencia de que para los empleos encontrados en el Régimen General tras el cobro, estas probabilidades se reducen respecto a los beneficiarios del Subsidio Agrario.

2. Base de datos

2. 1. Descripción de la base de datos: La Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL)

La Muestra Continua de Vidas Laborales (en adelante MCVL) es una base de datos elaborada a partir de registros administrativos de la Seguridad Social y de información procedente del Padrón Municipal Continuo, que contiene una muestra aleatoria de un 4% de

la población de referencia, que está compuesta por todos los que en un año⁵ determinado tenían una relación de cotización con la Seguridad Social, bien por estar trabajando, bien por estar percibiendo una prestación por desempleo o bien por estar percibiendo una pensión de jubilación. De este 4% se cuenta con las vidas laborales completas en términos de todos los episodios de empleo y cobro de prestaciones de dichos individuos.

Las variables que contiene la MCVL se dividen en aquellas referentes a la situación personal del individuo, que son, entre otras: año de nacimiento, sexo, nacionalidad, provincia de nacimiento, provincia de primera afiliación, domicilio, país de nacimiento y nivel educativo. Las variables referentes a la situación laboral del individuo⁶ se pueden dividir a su vez en las relativas al propio trabajador y en las relativas a su empleador. Las variables relativas a la situación laboral del trabajador son: régimen de la Seguridad Social en el que se encuentre el individuo cotizando en cada momento, tipo de contrato, coeficiente de tiempo parcial, fecha de alta y baja de cada relación con la Seguridad Social (un empleo, una prestación por desempleo o una pensión de jubilación), causa de la baja, tipo de relación laboral (si está en situación de alta trabajando o si está cobrando una prestación). La información sobre el empleador consiste, básicamente, en el sector económico en el que opera, domicilio social, tamaño y antigüedad de la empresa.

En relación al objeto de estudio de este trabajo, consistente en el análisis de duraciones de empleo y desempleo, la MCVL proporciona información detallada y cambiante en el tiempo para cada individuo. Esto supone una ventaja frente a los datos procedentes de fuentes

⁵ Existen hasta ahora seis extracciones anuales de la MCVL, correspondientes a los años 2004 a 2009, por lo cual la información de las historias laborales de los individuos contenidos en la MCVL se va actualizando cada año, de ahí que se denomine Muestra “Continua”. Nosotros utilizaremos la extracción del año 2009, complementándola con las observaciones de individuos no incluidos en ésta pero sí en las cuatro anteriores.

⁶ La información contenida en estas variables cambia para cada relación laboral que el individuo tenga con la Seguridad Social (alta en un nuevo empleo, alta en el cobro de una prestación por desempleo o alta en el cobro de una pensión de jubilación).

distintas, como por ejemplo los de la Encuesta de Población Activa, que consisten en observaciones trimestrales sobre las variables de interés, lo cual impide una percepción completa sobre los determinantes de las duraciones exactas de cada experiencia laboral que tiene el trabajador a lo largo de su historial. La población objeto de estudio para nuestro análisis está compuesta por todos aquellos individuos que han trabajado en alguna ocasión en el Régimen Especial Agrario de la Seguridad Social (REASS) en las regiones de Andalucía y Extremadura. A partir de esta muestra, escogemos las trayectorias laborales completas a partir del año 2004 y hasta finales de 2009, obteniendo todos los regímenes en los que han trabajado dichos individuos, el número de episodios de cobro de Subsidio y Renta Agraria, y todas las características observables en base a las variables de que disponemos en la muestra.

2. 2. Selección de la población objeto de estudio

La muestra de individuos sobre la cual llevamos a cabo este trabajo está compuesta por individuos que han tenido alguna relación laboral en las regiones de Andalucía y Extremadura (ya sea trabajando o cobrando una prestación por desempleo) entre los años 2004 y 2009. Dentro de este colectivo, nos centramos en los trabajadores cuyo grupo de cotización es el correspondiente a “peones y asimilados”, dentro de la clasificación establecida por el Instituto Nacional de la Seguridad Social.⁷ A nivel muestral, este colectivo representa el 98,7% de la población seleccionada, por tanto, la exclusión de las observaciones correspondientes al resto de grupos de cotización no supone, a nivel estadístico, una pérdida importante de información que pueda generar un sesgo de selección en nuestros datos.

⁷ El grupo de cotización hace referencia a la categoría profesional del trabajador reconocida por el empleador y de obligada comunicación a la Seguridad Social cada vez que se da de alta a un trabajador. La razón por la cual se ha seleccionado a este grupo de individuos es para tener una muestra de trabajadores lo más homogénea posible, dentro del grupo de trabajadores eventuales por cuenta ajena pertenecientes al Régimen Especial Agrario de la Seguridad Social (REASS).

Las variables fundamentales de este estudio son la duración de los sucesos de empleo y la de los sucesos de desempleo de cada individuo. Para su construcción hemos procedido a la ordenación de las relaciones laborales que cada individuo tiene con la Seguridad Social en función de las fechas de alta y baja de cada apunte administrativo. A partir de la diferencia entre las fechas de alta y baja de cada apunte, calculamos la duración de cada uno de los períodos de empleo y desempleo por los que pasa el individuo a lo largo de su trayectoria laboral, obteniendo así las dos duraciones principales que necesitamos para nuestro estudio.

Además hemos tenido que aplicar una serie de filtros para obtener la población final sujeto de estudio. Dichos filtros han consistido en:

1) Una vez calculadas las variables de duración, realizamos un ajuste sobre las observaciones que tienen experiencias de desempleo con duraciones negativas. Esto se debe a la existencia en nuestra muestra de sucesos de empleo superpuestos a lo largo de un mismo episodio de cobro, es decir, apuntes correspondientes a una relación laboral posterior que tiene una fecha de alta anterior en el tiempo a la fecha de baja de la experiencia inmediatamente anterior (en nuestro caso, el suceso de cobro).⁸ El ajuste realizado ha consistido en identificar los episodios de empleo superpuestos que se dan a lo largo del período de tiempo correspondiente a cada experiencia de cobro, diferenciándolos así de los episodios de empleo observados tras la finalización de una experiencia de cobro. De este modo, la variable de duración de los sucesos de desempleo se calcula como la diferencia entre la fecha de baja del episodio de cobro y la fecha de alta del apunte laboral posterior a la finalización de dicho cobro. Finalmente, la duración efectiva de los episodios de cobro será el

⁸ Una explicación detallada sobre este tipo de apuntes laborales, así como de los filtros y demás tratamientos necesarios para el análisis de trayectorias laborales con la información contenida en la MCVL se encuentra en García-Pérez, 2008.

resultado de descontar a éstos la duración de todos los episodios de empleo superpuestos que el trabajador haya tenido a lo largo de cada experiencia de cobro.

2) Eliminamos de la muestra a los individuos con edades superiores a 52 años. El motivo de la exclusión estos individuos procede del propio diseño del Subsidio Agrario, ya que éste establece que la duración de dicha prestación para los mayores de 52 años sea de 300 días de subsidio (y dicho período se amplía hasta los 360 días para los perceptores mayores de 60 años), además, para este grupo de trabajadores la exigencia del número de jornadas necesarias para acceder a un nuevo cobro se reduce a partir del establecimiento del subsidio especial para mayores de 52 años, y de manera similar, la Renta Agraria también tiene en cuenta este tratamiento especial para los trabajadores mayores de 52 años. De manera que, dada esta particularidad en el diseño de este instrumento de protección por desempleo, el comportamiento de la oferta de trabajo de este grupo de trabajadores de mayor edad podría diferir bastante en relación al resto de individuos de la muestra, actuando la percepción del subsidio más bien como un complemento de rentas que como una prestación que respalda económicamente la búsqueda de un nuevo empleo en el mercado de trabajo agrario. Además, dado que la Renta Agraria es un instrumento de reciente creación, el perfil de individuos que acceden a ésta se caracteriza, entre otras cosas, por tener edades más reducidas, en comparación con los beneficiarios del Subsidio Agrario. En consecuencia, la inclusión de este grupo de perceptores de edades más avanzadas (mayores de 52 años) podría introducir sesgos en nuestras estimaciones.

3) Teniendo en cuenta que tanto el Subsidio como la Renta Agraria sólo se pueden percibir una vez al año y que el derecho a percibirlos se extingue transcurrido dicho período, hemos realizado una serie de filtros adicionales para resumir los historiales laborales, de manera que en cada historial únicamente tengamos un registro por cada año en el cual el

individuo se ha beneficiado de la prestación.⁹ Así, cada registro contiene la suma de las duraciones de todas las experiencias de empleo por un lado, y de desempleo por otro lado, y una variable que nos indica si el individuo se reemplaza tras la finalización del cobro. Así, para cada individuo tendremos como máximo seis registros, que corresponden a los años del período analizado 2004-2009, y cada uno de estos registros contiene toda la información acumulada sobre los días que ha cobrado, ha trabajado (en cada uno de los regímenes, agrario y general) o ha estado en desempleo sin derecho a cobro. Por tanto, la información que analizamos en este trabajo se refiere a duraciones de empleo y desempleo que el individuo tiene en total en cada uno de los seis años analizados.

En definitiva, tras estas restricciones obtenemos una muestra compuesta por las trayectorias laborales a partir de 2004 de individuos mayores de 16 y menores de 52 años que han trabajado en el Régimen Especial Agrario (REASS) y/o cobrado prestaciones por desempleo en las regiones de Andalucía y Extremadura, trabajando dentro de la categoría profesional correspondiente al grupo de cotización de “peones y asimilados”.

[Tabla 2 aquí]

En la Tabla 2 tenemos para el período 2004-2009 la población de trabajadores de las regiones de Andalucía y Extremadura, según sean beneficiarios del Subsidio Agrario o de Renta Agraria, distribuidos por sexo, edad, nivel de cualificación y nivel de estudios.¹⁰ Podemos observar que la presencia de las mujeres en el colectivo de trabajadores agrarios es muy elevada, siendo mayoritaria en los beneficiarios del Subsidio Agrario en Andalucía (66,88%),

⁹ En la estructura original de la MCVL tenemos en cada historial una observación por cada experiencia de empleo, desempleo o cobro, mientras que aquí tenemos la información acumulada de todos los *spells* que el individuo tiene a largo de un año resumida en un único registro.

¹⁰ Nuestra muestra final de trabajadores está más restringida que la mostrada en la Tabla 2, ya que, como hemos explicado antes, descartamos a los trabajadores mayores de 52 años y a los que cotizan en un grupo de cotización superior al de “peones y asimilados”.

mientras que la presencia de éstas en el grupo de beneficiarios de Renta Agraria es más reducida, tanto en Andalucía (40,39%) como sobre todo en Extremadura (29,58%). Por otro lado, la presencia de trabajadores de menor edad es más elevada dentro del colectivo de Renta Agraria. Así por ejemplo, para Andalucía vemos que el 51,11% de los beneficiarios de Renta tiene menos de 34 años, mientras que este mismo porcentaje para los beneficiarios del Subsidio se reduce hasta el 24,33%. Ante esto, podemos pensar que el propio mecanismo de implantación de la Renta Agraria explicado anteriormente, unido al proceso gradual de desaparición del Subsidio Agrario, es el que está provocando que los trabajadores agrarios que acceden por primera vez a este sistema de protección por desempleo (que serán los jóvenes) lo harán a través de la Renta Agraria, y en consecuencia cada vez será menor la proporción de jóvenes dentro de los beneficiarios del Subsidio Agrario.

Las similitudes respecto a la categoría profesional son muy importantes, ya que la práctica totalidad de los trabajadores agrarios de Andalucía y Extremadura tienen un nivel de cualificación baja. Éste es un aspecto importante para nuestro análisis, puesto que el nivel de cualificación nos informa de las características propias del trabajo que realizan, que serán comunes tanto para los trabajadores que perciben el Subsidio Agrario como los beneficiarios de la Renta Agraria.

2. 3. Estructura de percepción del Subsidio Agrario y de la Renta Agraria

Cuando un trabajador eventual del REASS genera el derecho a percibir Subsidio Agrario o Renta Agraria, éste recibirá durante un período de tiempo determinado (hasta 180 ó 300 días, dependiendo básicamente de la edad y circunstancias del beneficiario)¹¹ percibiendo

¹¹ En nuestro trabajo, dados los filtros aplicados, nos centramos en el análisis de una muestra de trabajadores mayores de 16 y menores de 52 años. Por tanto, los individuos de nuestra muestra estarán cobrando un período de tiempo máximo de 180 días, siendo únicamente los beneficiarios menores de 25 años sin responsabilidades

por meses vencidos la cuantía correspondiente, el 80% del IPREM para el caso del Subsidio Agrario y un porcentaje comprendido entre el 80% y el 107% del IPREM para el caso de la Renta Agraria. Ahora bien, esto no significa que necesariamente este trabajador deba estar sin trabajar durante los meses que dure el cobro. De hecho, la normativa del Subsidio Agrario y de la Renta Agraria tiene en cuenta expresamente esta circunstancia y, como tal, lo regulan. Dicha regulación consiste en que, dentro de la cuantía mensual del Subsidio o de la Renta, al trabajador se le descuenta de la mensualidad el número de días que, a lo largo del mes en que se devenga dicho pago, haya estado trabajando, sin que ello implique disminución en el total de días de derecho de cobro. Sin embargo, ambas normas (tanto la del Subsidio como la de la Renta Agraria) imponen la condición de percibir la cuantía total de la prestación en el plazo máximo de un año natural, de modo que si no se perciben en dicho plazo, el trabajador perderá el número de días de subsidio que no haya percibido efectivamente por haber estado trabajando en dicho período. Esto implica un coste para el individuo que decida trabajar más de 180 días a lo largo de un año, ya que en ese caso deberá renunciar a días de cobro de la prestación. Además de esta condición, existe una causa de extinción de la prestación que podría tener importantes implicaciones para nuestro análisis de la oferta de trabajo. Esto es, la prestación quedará extinguida para los individuos que realicen un trabajo de duración igual o superior a 12 meses en un régimen distinto del agrario, perdiendo por tanto el importe total del subsidio.¹² Por tanto, parece que el diseño de la norma puede estar impidiendo que los individuos trabajen más de lo que lo harían en ausencia de estos requisitos legales, pudiendo crear desincentivos a la búsqueda de empleo, tanto dentro del propio régimen agrario, como sobre todo, en la búsqueda de empleo fuera del mercado de trabajo agrario. Esta hipótesis se

familiares aquellos que pueden percibir el cobro durante un período de tiempo variable, a razón de 3,43 días de subsidio por día trabajado, y hasta un máximo de 180 días.

¹² El artículo 9 del Real Decreto 5/1997 establece como una de las causas de extinción del derecho al subsidio “(...) la realización de un trabajo de duración igual o superior a doce meses, por cuenta propia o ajena (...)” en un régimen distinto del régimen agrario.

refuerza si tenemos en cuenta que la práctica totalidad de los trabajadores contenidos en nuestra muestra cotizan en el grupo de “peones y asimilados”, por lo que el escaso nivel de cualificación de estos podría estar restringiendo las posibilidades de reemplazo en puestos de trabajo distintos de los de tipo agrario.

En nuestra muestra llamaremos a los días trabajados que se encuadran dentro de un derecho de cobro de Subsidio o de Renta "Empleos Intracobro". Para el caso de perceptores de Subsidio Agrario, estos empleos intracobro se pueden hacer en tareas agrícolas, cotizando por dichas jornadas trabajadas al REASS, o bien existe la posibilidad de realizar trabajos cotizando al Régimen General de la Seguridad Social. Estos últimos, que consisten en empleos de corta duración¹³ en actividades vinculadas a la construcción y el mantenimiento de edificios y obras, en los que el empleador es siempre un Ayuntamiento, son los correspondientes a los trabajos enmarcados en el conocido como Plan de Empleo Rural (PER), actualmente denominado Acuerdo para el Empleo y la Protección Social Agrarios (AEPSA). Sin embargo, para los perceptores de Renta Agraria, y a diferencia de los beneficiarios del Subsidio Agrario, la normativa impide que estos puedan computar las jornadas trabajadas en este tipo de empleos para alcanzar el número mínimo de días cotizados necesarios para solicitar un nuevo derecho al cobro de la prestación (Renta Agraria).¹⁴ Esto supone una restricción importante para los beneficiarios de la Renta Agraria, ya que al no poder computar los días cotizados en el Régimen General de cara a solicitar de nuevo la prestación, estos trabajadores tenderán a seguir empleados en tareas agrícolas.

¹³ La normativa que contempla la contratación prioritaria de los trabajadores eventuales agrarios de las regiones de Andalucía y Extremadura para este tipo de empleos está contenida en el Real Decreto 939/1997, el cual establece en su artículo 13 que “(...) la duración de los contratos sea, orientativamente, de quince días para los trabajadores no cualificados y de un mes para los cualificados”.

¹⁴ El derecho de los beneficiarios del Subsidio Agrario a computar las jornadas cotizadas al Régimen General en los empleos del AEPSA para solicitar un nuevo cobro, se encuentra regulado en las disposiciones transitorias primera y segunda del Real Decreto 5/1997, las cuales se han ido prorrogando periódicamente. Por el contrario, estas disposiciones no son de aplicación para los trabajadores que accedan a solicitar la Renta Agraria, según establece la normativa reguladora de esta última prestación (Real Decreto 426/2003).

Una vez que el trabajador agota el período de percepción del Subsidio o de la Renta, dependiendo del número de jornadas que haya cotizado en el período de cobro (empleos intracobro), tendrá más o menos incentivos para encontrar un nuevo empleo, generalmente en el REASS o en empleos en el Régimen General, así como aquellos enmarcados en el ámbito del PER (estos últimos sólo para el caso de beneficiarios de Subsidio Agrario), para así volver a cotizar el número mínimo de jornadas que se requieren para solicitar un nuevo derecho al cobro de Subsidio o de Renta al año siguiente. Por tanto, a estas jornadas trabajadas que median entre la finalización de un episodio de cobro y una nueva solicitud de Subsidio o de Renta, se les denominan en este trabajo "Empleos Intercobro".

Un aspecto diferencial importante entre los "empleos intracobro" y los "empleos intercobro" es que, estos últimos consisten en jornadas trabajadas en las cuales el individuo no está "cubierto" por el pago del Subsidio o la Renta. En principio, podría pensarse en la existencia de incentivos diferentes para un mismo individuo respecto a su oferta de trabajo en ambos tipos de empleo dependiendo de si está o no "protegido" por el subsidio. Por ello, en este trabajo evaluamos únicamente la duración de los empleos intercobro.

3. Análisis descriptivo: Análisis de duraciones medias anuales

Para el análisis descriptivo de nuestra muestra hemos agrupado las observaciones de la misma en función del sexo, del grupo de edad y del tipo de prestación, según sean perceptores de Subsidio Agrario o de Renta Agraria. De acuerdo con la definición de la política a analizar dividimos la muestra en dos grupos de trabajadores para cada sexo: menores de 25 años y entre 25 y 51 años.

En las Tablas 3 y 4, mostramos cómo reparten los individuos su oferta de trabajo entre empleos agrícolas y empleos en el régimen general, y el número medio de días que perciben

el Subsidio o la Renta Agraria. En estas tablas se aprecia claramente como son los individuos más jóvenes los que tienden a percibir un menor número de días de prestación, renunciando a estos a cambio de estar un mayor número de días trabajando, fundamentalmente en el sector agrario. Así por ejemplo, en la Tabla 3 podemos ver que dentro del grupo de hombres, los menores de 25 años trabajaron en el período 2004-2009 una media de 100 días en el régimen agrario, frente a los trabajadores entre 25 y 51 años, con una duración media de 94 días al año.

Además de la diferencia existente entre edades, si analizamos la estructura de oferta de trabajo entre hombres y mujeres, vemos que existen diferencias muy importantes. De este modo, resulta muy llamativo observar que, incluso entre los menores de 25 años, los hombres (100 días) trabajan en el régimen agrario casi 21 días más que las mujeres (79 días). Estos datos parecen mostrar que los posibles efectos desincentivadores de la oferta de trabajo que podría estar introduciendo el actual diseño del Subsidio Agrario se intensifican aún más en el grupo de mujeres.

Cuando analizamos el número de días que cobran y trabajan los individuos beneficiarios de Renta Agraria, apreciamos que en todos los grupos de edad los perceptores de esta prestación trabajan, en media, un mayor número de días en el régimen agrario que lo que trabajan los perceptores del Subsidio. Además podemos ver que las diferencias son importantes ya que, por ejemplo en Andalucía, para los hombres menores de 25 años, los que perciben la Renta Agraria trabajan al año una media de 150 días, lo que supone 50 días más que los beneficiarios del Subsidio (100 días).¹⁵

[Tabla 3 aquí]

¹⁵ Además del análisis descriptivo sobre la estructura de la oferta de trabajo llevado a cabo aquí, en una versión anterior de este artículo se realiza un análisis detallado de las tasas de salida del empleo y el desempleo a través de estimadores Kaplan-Meier (ver Kaplan y Meier, 1958). Esta versión del artículo está disponible para su consulta en la siguiente dirección web: http://www.upo.es/econ/master/Trabajos/Tr_invest_1_2008.pdf

[Tabla 4 aquí]

A la vista de los datos observados, parece que la introducción de incentivos a la búsqueda de empleo derivada del diseño de la Renta Agraria podría estar teniendo efectos sobre la oferta de trabajo de la población afectada por esta nueva medida, en comparación con la regulación previa existente. Sin embargo, la regulación del Subsidio Agrario podría estar provocando que los individuos que acceden al mismo planifiquen su oferta de trabajo teniendo en cuenta la estructura de protección de este instrumento en términos de días de Subsidio cubiertos a partir de un mínimo de jornadas trabajadas. De modo que estos trabajadores podrían estar saliendo “artificialmente” del empleo cuando tengan el número mínimo de jornadas cotizadas necesarias para activar de nuevo el derecho a percibir el Subsidio Agrario. Este comportamiento podría haberse mitigado en parte con el diseño alternativo de la Renta Agraria. Sin embargo, aún no podemos concluir que las diferencias observadas en las tablas de descriptivos procedan de los incentivos existentes en el diseño de la Renta Agraria. Para ello llevaremos a cabo un análisis de evaluación, para cuantificar el posible efecto causal que dicha medida ha podido tener en la oferta de trabajo de los individuos analizados en nuestra muestra y en el período concreto 2004-2009.

4. Análisis econométrico

4. 1. La metodología de evaluación causal

Tras el análisis descriptivo, pretendemos ahora confirmar si los resultados hasta ahora obtenidos son debidos al diferente diseño del Subsidio y la Renta Agraria o si por el contrario son debidos a otras causas alternativas. Para ello, adoptaremos en esta sección el enfoque y la metodología propia de la literatura de evaluación para estimar el efecto medio del tratamiento que en nuestro estudio supone percibir Renta Agraria medido en comparación al

comportamiento del grupo de control definido como aquellos trabajadores agrarios que reciben Subsidio y no Renta Agraria. El objetivo por tanto será estudiar el efecto causal sobre una serie de resultados que definimos como variables de interés para el análisis del impacto que el establecimiento de la Renta Agraria ha tenido sobre la oferta laboral en el sector agrario andaluz y extremeño en el período 2004-2009. Por tanto, definimos un “grupo de tratamiento”, formado por los trabajadores eventuales del REASS que han tenido una experiencia de cobro de Renta Agraria en el período 2004-2009, frente a un “grupo de control”,¹⁶ formado por los trabajadores del REASS que han tenido episodios de cobro de Subsidio Agrario en el mismo período de tiempo.¹⁷

El pilar fundamental sobre el cual se apoya toda la literatura de evaluación causal es el supuesto de considerar la participación de los individuos en el tratamiento estudiado como un evento aleatorio o, al menos, independiente de las características de los individuos tratados y no tratados. Esta hipótesis principal de partida la podemos fundamentar en el ámbito de nuestro trabajo en el hecho de que, según las disposiciones contenidas en el *Real Decreto 426/2003*, los individuos que cobran Renta Agraria no pueden acceder a la percepción del Subsidio Agrario simplemente porque no han accedido a este en los tres años anteriores y, por otro lado, los individuos que en alguno de los tres años anteriores hayan sido beneficiarios del Subsidio, únicamente podrán acceder a la percepción del Subsidio Agrario cuando generen un

¹⁶ Hemos realizado el experimento contrario, considerando a los perceptores del Subsidio Agrario como el grupo de tratamiento y a los de Renta Agraria como grupo de control. En todos los grupos y variables analizadas, todas las estimaciones obtenidas muestran, como es de esperar, el signo contrario a las estimaciones del experimento original. Además, los efectos encontrados en esta especificación alternativa son similares, en valor absoluto, a los mostrados en la siguiente sección y están disponibles para el lector interesado.

¹⁷ En este trabajo no tenemos un grupo de control en sentido estricto, definido como un conjunto de individuos que no reciben el tratamiento, sino que en realidad, el colectivo de trabajadores que utilizamos como grupo de control en nuestro estudio están recibiendo un tratamiento diferente (Subsidio Agrario) frente al grupo de tratamiento (aquellos que perciben la Renta Agraria) cuyo efecto causal queremos medir. Este hecho refuerza la semejanza entre ambas poblaciones estudiadas, ya que ambos tipos de trabajadores perciben una prestación por desempleo con las mismas características, a excepción del incentivo monetario adicional que introduce la nueva Renta Agraria, y cuyos efectos son los que queremos analizar.

nuevo derecho de cobro. En consecuencia, con este mecanismo de inclusión al nuevo instrumento de protección por desempleo, no se podrán producir trasvases de trabajadores desde un tipo de prestación hacia otro, al menos durante un plazo de tiempo que variará entre uno y tres años.¹⁸ Teniendo en cuenta este último aspecto y que nuestro trabajo cubre un período de análisis relativamente corto en relación con dicho aspecto (desde 2004 hasta 2009), los posibles trasvases de beneficiarios desde un instrumento a otro serían mínimos y, por tanto, el consecuente riesgo que podría suponer la introducción de sesgos de selección en nuestra muestra por este motivo, quedaría minimizado.¹⁹ Sin embargo, también podríamos pensar que la selección al tratamiento podría no ser independiente de las características de los individuos tratados y no tratados. Por ello, trataremos en base a las características observables que controlamos en nuestra muestra, de emparejar a individuos semejantes (en sexo, edad, nivel de cualificación y duración del episodio de cobro) que perciben Subsidio Agrario (nuestro “grupo de control”) con aquellos que perciben Renta Agraria (nuestro “grupo de tratamiento”).²⁰

¹⁸ Para que un individuo que, por ejemplo, ha sido previamente beneficiario del Subsidio Agrario en el año inmediatamente anterior a la entrada en vigor de la nueva Renta Agraria, pueda acceder al cobro de dicha Renta, debe dejar de percibir el Subsidio durante tres años para, de ese modo, salir del grupo de individuos excluidos de la Renta Agraria (es decir, que han sido beneficiarios en alguno de los tres años inmediatamente anteriores a la solicitud de la prestación). Esta exigencia, dadas las recurrentes situaciones de paro estacional que caracterizan el mercado de trabajo agrario (y que justifican la existencia de estos instrumentos especiales de protección por desempleo) es prácticamente imposible de ser observada en nuestra muestra.

¹⁹ Con esta regla de selección/exclusión al tratamiento, pensamos que se consigue minimizar el riesgo de que exista autoselección al tratamiento en base a características inobservables (supuesto básico para implementar las técnicas de *matching* o emparejamiento para evaluar el efecto medio de un tratamiento). Además, todas las variables incluidas en las especificaciones de los *propensity score* estimados cumplen los “test de balanceo”, por los cuales se garantiza a nivel estadístico la semejanza de las distribuciones de características observables de ambas poblaciones, tratados y no tratados.

²⁰ En Heckman *et al* (1998) se detallan tres factores deseables en un análisis de evaluación que contribuyen a reducir el sesgo de selección. En primer lugar, disponer de información acerca del historial laboral previo de los individuos. En segundo lugar, que toda la información disponible proceda de la misma fuente de información. En tercer lugar, que ambas poblaciones estudiadas (tratados y no tratados) actúen en el mismo ámbito geográfico. Respecto a las dos primeras condiciones, disponemos de este tipo de información debido a la propia naturaleza de nuestra base de datos, consistente en registros administrativos que conforman los historiales laborales de los individuos de la muestra. Respecto a la tercera condición, en nuestro trabajo la delimitación territorial está perfectamente definida por la normativa (las regiones de Andalucía y Extremadura), y conforma un mercado laboral común para tratados y no tratados.

Para calcular en la práctica el efecto medio del tratamiento sobre los tratados con los datos disponibles, una de las técnicas disponibles más utilizadas consiste en realizar un *matching* (o emparejamiento) entre los individuos del grupo de tratamiento y los individuos del grupo de control en base a un vector de características (variables explicativas) por el cual estamos condicionando (ver Rosenbaum y Rubin, 1983). Sin embargo, cuando disponemos de un vector de características individuales con un número elevado de regresores, caemos en el problema práctico de no disponer de observaciones de individuos tratados y no tratados que tengan exactamente los mismos valores para cada una de las variables explicativas (problema de “dimensionalidad”, ver Rosenbaum y Rubin, 1984). Es decir, no tenemos un número positivo de observaciones en cada una de las casillas en que dividimos la muestra para realizar el emparejamiento.

Para evitar este problema usaremos la metodología de estimación de la “propensión al tratamiento” o “*propensity score*”. El *propensity score* se define como la probabilidad de ser tratado en función de las características individuales incluidas en el vector de regresores.²¹ De manera que, empleando esta metodología podemos sustituir todo el vector de regresores por un solo número, el valor estimado de la probabilidad de ser tratado, esto es, el *propensity score* predicho. A partir de aquí, el *matching* entre individuos tratados y no tratados para calcular el efecto medio del tratamiento se hará en función de dicho valor estimado.

Nuestro objetivo será, por tanto, estimar el efecto medio del tratamiento sobre los tratados sobre nuestra variable de interés mediante la siguiente expresión:

$$\tau = E(Y_1 | D = 1, X) - E(Y_0 | D = 1, X) \quad (1)$$

²¹ El modelo por el cual se calculan los valores del *propensity score* para cada individuo de la muestra consiste fundamentalmente en la estimación de un modelo de elección binaria donde la variable dependiente es una variable discreta que toma un valor igual a “1” si el individuo ha sido tratado (en nuestro caso, si ha percibido Renta Agraria) o valor “0” si no ha sido tratado (si ha percibido Subsidio Agrario, en nuestro caso). Normalmente se emplea una distribución logística (modelo *Logit*) o una distribución normal (modelo *Probit*).

Donde “D” es una variable binaria que indica si el individuo ha sido o no tratado, concretamente:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{si ha habido tratamiento} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad (2)$$

Para poder estimar este efecto, no obstante, tendremos que hacer el siguiente supuesto sobre lo que habría ocurrido a los tratados caso de no haber recibido el tratamiento:

$$E(Y_0 | D = 1, X) \equiv E(Y_0 | D = 0, X) \quad (3)$$

Esta expresión indica que podemos “identificar” el efecto medio sobre los tratados en caso de que estos no hubiesen recibido el tratamiento (este efecto no es observable) con el valor medio de la variable de interés para los individuos que integran nuestro grupo de control. Por tanto, el efecto medio del tratamiento sobre los tratados lo calculamos mediante la siguiente expresión:

$$\tau = E(Y_1 | D = 1, X) - E(Y_0 | D = 0, X) \quad (4)$$

Sustituyendo en la expresión anterior el vector de regresores X por el *propensity score* estimado, tenemos:

$$\tau = E(Y_1 | D = 1, \hat{p}(X)) - E(Y_0 | D = 0, \hat{p}(X)) \quad (5)$$

Donde $\hat{p}(X)$ es el valor estimado del *propensity score* para cada individuo tratado y no tratado.

4. 2. Estimadores empleados para el cálculo del Efecto Medio del Tratamiento sobre los Tratados

Una vez calculados los *propensity score*, pasamos a emparejar los individuos del grupo de tratamiento (los perceptores de Renta Agraria) con los individuos del grupo de control (los beneficiarios del Subsidio Agrario). Para llevar a cabo el proceso de emparejamiento de los individuos de ambos grupos, y obtener las estimaciones del efecto medio del tratamiento, existen varios métodos alternativos, cada uno de los cuales utiliza diferentes técnicas para emparejar a los individuos. En este trabajo mostramos los resultados procedentes de implementar cuatro métodos distintos. Estos son, el método *Kernel* (*Kernel Matching*), el método de “estratificación” (*Stratification Matching*), el método del “vecino más cercano” (*Nearest Neighbor Matching*) y el método del “radio” (*Radius Matching*).²² Para llevar a cabo la estimación del efecto medio del tratamiento en base a los estimadores *propensity score matching* implementamos el algoritmo desarrollado por Becker e Ichino (2002).

Los principales resultados obtenidos en nuestro estudio los basamos en las estimaciones procedentes del método *Kernel* (ver Plesca y Smith, 2007 y Becker e Ichino, 2002).²³ Mediante dicho método se emparejan todos los individuos tratados con una media ponderada de todos los individuos del grupo de control, cuyas ponderaciones son inversamente proporcionales a la distancia de los valores estimados del *propensity score* de tratados y no tratados. Así, el efecto medio del tratamiento se mide a través de la siguiente expresión:

$$\tau^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left(Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right) \quad (6)$$

Donde:

²² En Caliendo y Kopeining (2005) se puede encontrar un exhaustivo desarrollo de los aspectos prácticos de la implementación de los estimadores *propensity score matching*.

²³ Los resultados de los tres últimos se muestran en el Apéndice.

N^T : Número total de individuos que han sido tratados (en nuestro estudio, que han percibido Renta Agraria).

Y_i^T : Valor de la variable de interés sobre la cual queremos medir el efecto medio del tratamiento para los tratados.

Y_j^C : Valor de la variable de interés para los individuos del grupo de control.

p_i, p_j : Valor del propensity score estimado para los individuos tratados y no tratados, respectivamente.

$G(.)$: Función *Kernel Epanechnikov*.

h_n : Parámetro que establece la distancia máxima entre los valores del propensity score para emparejar a los individuos tratados y no tratados. Cuanto menor sea el valor del parámetro (*bandwith*), más exigentes serán los emparejamientos.

En este trabajo, para comprobar la robustez de los resultados obtenidos, estimamos el efecto medio del tratamiento mediante el método *Kernel Matching* empleando tres valores distintos para el parámetro h_n , que son 0,01; 0,03 y 0,06. Dichos resultados se encuentran en las Tablas 9, 10, 11 y 12.

5. Resultados del análisis de evaluación causal

En esta sección presentamos la especificación del *propensity score* para la probabilidad de ser tratado con Renta Agraria, distinguiendo entre por grupos de edad y entre hombres y mujeres. En ambas especificaciones se incluyen variables relativas a la experiencia laboral previa del individuo en el REASS, variables relativas a los municipios bajo un criterio

de agrupación para tener en cuenta las características productivas de los mismos, así como una serie de indicadores de la provincia donde se trabaja y el año en el que se produce el cobro, dejando en estos últimos casos sólo las que resultan significativas. La razón por la cual se han realizado estimaciones diferentes por sexos obedece al hecho de que se podría pensar, a priori, en la existencia de incentivos diferentes entre hombres y mujeres en relación a sus decisiones en el mercado de trabajo, debido a un amplio conjunto de circunstancias de tipo personal y familiar, que no podemos observar en nuestra base de datos,²⁴ y que pudieran estar reflejándose en la duración de los empleos encontrados en el REASS, en los procesos de búsqueda de un nuevo empleo tras el cobro o en las decisiones de reemplazo en el mercado de trabajo.

Además de las estimaciones incluidas en este trabajo, se han probado distintas especificaciones, incluyendo variables ficticias del resto de años comprendidos en nuestro período de análisis para recoger posibles efectos de tipo coyuntural sobre la probabilidad de percibir Renta Agraria a lo largo del período considerado. También se ha probado la inclusión de variables ficticias del resto de provincias andaluzas para recoger efectos diferenciales de tipo territorial. Todas estas variables han sido excluidas de las estimaciones presentadas debido a que no cumplían el “test de balanceo” por el cual se garantiza a nivel estadístico el supuesto de independencia entre las características individuales (observables) y la selección al tratamiento (ver Becker e Ichino, 2002).

5. 1. Estimación del *propensity score*

²⁴ En la MCVL no tenemos información que enlace a los distintos miembros de una misma unidad familiar (como ocurre en otras bases de datos, como por ejemplo, en la Encuesta de Población Activa), por lo que el conjunto de factores de tipo familiar (por ejemplo, motivos de conciliación laboral, que son factores que tienen una mayor incidencia entre las mujeres en sus decisiones en el mercado de trabajo) que pueden afectar al comportamiento laboral de los individuos en el mercado de trabajo, no podemos controlarlos en base a las variables de nuestra base de datos.

En las Tablas 5, 6, 7 y 8 del Anexo de Tablas incluimos la estimación del *propensity score* para la probabilidad de percibir Renta Agraria frente a cobrar Subsidio Agrario para los grupos de hombres y mujeres, menores de 25 años y entre 25 y 51 años, empleando un modelo *Logit*.²⁵ De los resultados de las cuatro estimaciones efectuadas podemos deducir que las variables que más influyen en la probabilidad de percibir Renta frente a Subsidio son la edad, el nivel educativo y la experiencia acumulada como trabajador del régimen agrario. Así, vemos en los cuatro grupos estimados que: 1) a medida que aumenta la edad, la probabilidad de ser receptor de Renta disminuye; 2) tener un nivel educativo superior a la enseñanza básica (título superior a graduado escolar) aumenta dicha probabilidad y 3) los trabajadores que acumulan un mayor número de años cotizando en el régimen agrario para una edad dada tienen una menor probabilidad de ser beneficiarios de la Renta Agraria. Además, observamos efectos positivos en la probabilidad percibir Renta Agraria para los episodios de cobro en ciertas provincias andaluzas, que son Cádiz, Huelva y sobre todo Almería, así como en las dos extremeñas. Por último, se han recogido ciertos efectos de tipo coyuntural en la probabilidad de ser beneficiarios de Renta, según indican los valores de los coeficientes que recogen las variables ficticias de años, concretamente, para el año 2009.

5. 2. Resultados estimados del efecto medio del tratamiento

En las Tablas 9, 10, 11 y 12 incluimos los resultados obtenidos de estimar el efecto medio del tratamiento consistente en percibir Renta Agraria, frente a cobrar Subsidio Agrario, según el estimador *Kernel* con tres valores distintos de amplitud de banda (*bandwidth* 0.01; 0.03 y 0.06), para las cuatro especificaciones propuestas del *propensity score*, de hombres y

²⁵ Hemos estimado también el *propensity score* empleando un modelo *Probit*, calculando de nuevo el efecto medio del tratamiento empleando las estimaciones de dicho *propensity*. En dicho ejercicio, hemos obtenido unos resultados muy similares a los mostrados en este trabajo. Todas estas estimaciones están a disposición del lector interesado.

de mujeres, para menores de 25 años y entre 25 y 51 años. Además, en las Tablas 13, 14, 15 y 16 del Anexo de Tablas se muestran los resultados estimados empleando los restantes estimadores explicados en la sección anterior: *Stratification*, *Nearest Neighbor* y *Radius* para los mismo grupos de comparación.²⁶

Las variables sobre las cuales hemos estimado el efecto medio de percibir Renta Agraria son cuatro: (1) duración total anual de los episodios de empleo en el régimen agrario (REASS) posteriores al cobro de Renta o Subsidio (medida en días); (2) duración total anual de las experiencias de desempleo posteriores a un episodio de cobro (medida en días); (3) la probabilidad de de reempleo en el régimen agrario (REASS) tras un episodio de cobro; (4) la probabilidad reempleo en el Régimen General de la Seguridad Social tras un episodio de cobro.

[Tabla 9 aquí]

[Tabla 10 aquí]

[Tabla 11 aquí]

[Tabla 12 aquí]

Si analizamos los grupos de trabajadores de entre 25 y 51 años (hombres y mujeres), podemos ver que, por un lado, para los hombres (Tabla 10) la duración total anual acumulada de las experiencias de empleo en el REASS posteriores al cobro para los individuos que han cobrado Renta Agraria es entre 82,6 y 85,5 días superior a la de los individuos que han

²⁶ Para garantizar la robustez de los resultados, en todas las estimaciones (a excepción del método *Radius Matching*) se ha calculado el error estándar de los coeficientes aplicando técnicas de *bootstrapping*, implementado para cada estimación 100 replicaciones.

percibido Subsidio Agrario. Para las mujeres (Tabla 12), esta misma diferencia aumenta hasta estar entre 96,4 y 99,8 días al año, dependiendo de la amplitud del *bandwidth* del estimador *Kernel* que analicemos. Por tanto, parece confirmarse nuestra evidencia previa de que los individuos tratados con Renta Agraria acceden a empleos que duran más tiempo, y esto lo observamos tanto para hombres como para mujeres. Esto nos puede dar a entender que, dado el diseño de protección por desempleo en el mercado de trabajo agrario en las regiones de Andalucía y Extremadura, las decisiones sobre la oferta de trabajo de los beneficiarios de estos instrumentos pueden estar dependiendo en buena parte de la diferencia en el diseño de ambas medidas de política, en la cual una de ellas (la Renta) introduce mecanismos de incentivo a la búsqueda de empleo a través de una mayor cuantía en la prestación futura.

Por otra parte, atendiendo al efecto de la política sobre la duración de los episodios de desempleo, vemos que tanto para hombres como para mujeres, la duración media anual de los períodos de desempleo tras el cobro de Renta Agraria, frente a Subsidio Agrario, es menor. Concretamente, esta reducción supone para el caso de los hombres (Tabla 10), entre -72,8 y -75,7 días al año respecto a los que cobran Subsidio. De manera similar, vemos que las mujeres beneficiarias de Renta Agraria (Tabla 12), frente a las del Subsidio, experimentan una duración media anual de los períodos de desempleo tras el cobro que es entre 67,6 y 73,5 días inferior. Por tanto, según estos resultados los individuos que cobran Renta Agraria permanecen menos tiempo desempleados que los que cobran Subsidio, por lo que comprobamos de nuevo que el diseño diferencial de la Renta Agraria puede estar modificando la actitud de búsqueda de empleo de los individuos (tanto hombres como mujeres) que la perciben, frente a los trabajadores que cobran Subsidio Agrario.

Además de las medidas propuestas para evaluar la reducción de la duración media del desempleo, las dos estimaciones siguientes miden la probabilidad de que un trabajador que

cobre Renta se reemplee tras un episodio de cobro. En este trabajo analizamos el efecto sobre dos tipos de probabilidades de reempleo, estas son, reemplearse en el régimen agrario (REASS) o reemplearse en el Régimen General de la Seguridad Social, tras un episodio de cobro de Renta Agraria frente a uno de Subsidio. Cuando analizamos la probabilidad de que un individuo que perciba Renta vuelva a emplearse en el REASS, ésta es, para el grupo de hombres (Tabla 10), entre un 23,5% y un 24,4% superior que la misma probabilidad para los individuos que cobran Subsidio, y para el grupo de mujeres (Tabla 12) también obtenemos que la probabilidad de que las beneficiarias de Renta se reempleen en el REASS es superior que para las beneficiarias del Subsidio, concretamente, entre un 17,3% y un 19,3% superior. Por tanto, de nuevo parece que la Renta Agraria está creando incentivos para dirigir a los trabajadores, tanto hombres como mujeres, a reemplearse con mayor éxito, particularmente en el propio Régimen Especial Agrario. No obstante, cuando analizamos el efecto de la política sobre la probabilidad de que estos trabajadores se reempleen en trabajos cotizando al Régimen General de la Seguridad Social, dicha probabilidad se reduce tanto para hombres como para mujeres con respecto a la estimada para los beneficiarios del Subsidio Agrario. Concretamente, para los hombres obtenemos que dicha probabilidad estimada se reduce para los beneficiarios de Renta entre un -21,1% y un -21,7% y, de manera similar, para las mujeres encontramos que dicha reducción está entre el -17,1% y el -18,1%. Posiblemente, como explicamos en la sección 2.3, la imposibilidad de computar los días cotizados en trabajos del AEPSA (antiguo PER) de cara a solicitar un nuevo derecho de cobro para los perceptores de Renta Agraria está detrás de este resultado.

5.2.1. Estimación del Efecto Medio para menores de 25 años

Como vimos anteriormente, el comportamiento de los individuos menores de 25 años es distinto en términos de salida del desempleo. Seguramente debido al diferente diseño que

tiene tanto el Subsidio como la Renta Agraria (para este colectivo el número de días de derecho de cobro crece con el total de jornadas trabajadas en el año precedente), el incentivo a trabajar es mayor para este colectivo por lo que podríamos esperar que el efecto de un incentivo adicional como es el que ofrece la Renta Agraria en términos de mayor porcentaje sobre el IPREM podría estar marcando también un diferencial en cuanto al efecto causal de esta política sobre las variables estudiadas.²⁷ En las Tablas 9 y 11 podemos observar los resultados de estas estimaciones, los cuales muestran que, efectivamente, existen diferencias interesantes en el efecto que la Renta Agraria ha tenido tanto sobre la duración de los empleos posteriores al cobro como sobre la probabilidad de reemplazo tras el cobro. El efecto sobre el resto de variables no es estadísticamente distinto entre ambos colectivos. Por otra parte, obtenemos evidencia de que el sentido de estas diferencias es distinto para cada género: son las mujeres jóvenes las que más parecen beneficiarse del diseño alternativo de la Renta Agraria, mientras que los hombres jóvenes muestran efectos positivos de la Renta Agraria menos importantes que los mostrados por el conjunto de los hombres en nuestra muestra.

Con respecto a la duración de los empleos tras el cobro, obtenemos que el efecto positivo que supone tener acceso a la Renta Agraria frente a Subsidio Agrario es menor para los hombres menores de 25 años (-73,5 días frente a los -75,7 reflejados en la Tabla 10 para los hombres bajo el método *Kernel*) y es también menor para las mujeres de esa edad, comparadas con el resto de la muestra (-45,5 días para las menores de 25 años frente a los -67,6 mostrados para las de entre 25 y 51 años).

²⁷ En la versión de la MCVL utilizada en este trabajo no es posible identificar la existencia de responsabilidades familiares (al menos en la versión de la MCVL sin datos fiscales, que es con la que trabajamos aquí), por lo que la división de la muestra que se utiliza en esta sección (menores de 25 años frente al resto) no es exactamente coincidente con la división que determina la política utilizada: menores de 25 años con responsabilidades familiares frente al resto de trabajadores.

Con respecto a la probabilidad de reemplazo tras el cobro, obtenemos igualmente que ésta crece en mayor proporción para las mujeres menores de 25 años que cuando consideramos a las de entre 25 y 51 años (32,6% para las jóvenes frente a 19,3% para la muestra de mayor edad, usando la estimación por el método *Kernel*) mientras que el efecto es el contrario para los hombres: 23,5% de aumento para los de entre 25 y 51 años, frente a 12,8% para los menores de 25 años.

Estos resultados sugieren que las mujeres jóvenes reaccionan de manera más intensa a una intensificación de los incentivos económicos. Así, cuando al incentivo ofrecido por ambas políticas, consistente en ofrecer una mayor duración del cobro a medida que se trabajan más jornadas, se une otro adicional ofrecido por la Renta Agraria, y consistente en una mayor cuantía a medida que se trabajan más jornadas, son las mujeres las que parecen reaccionar en mayor proporción no solo empleándose a mayores tasas sino también en empleos que duran algo más. En definitiva, estamos encontrando evidencia de una mayor elasticidad de la oferta de trabajo femenina a cambios en los incentivos económicos ofrecidos por el mercado y las políticas públicas que afectan a este, tanto en el total de la muestra como, de manera particular, entre el colectivo de las más jóvenes.

6. Conclusiones

El objetivo principal de este trabajo ha sido analizar si para un determinado colectivo, formado por los trabajadores eventuales agrarios de las regiones de Andalucía y Extremadura, existen incentivos a trabajar más, y en consecuencia, si el diseño de la normativa sobre prestaciones por desempleo vigente (en nuestro caso, la antigua normativa del Subsidio Agrario) pudiese estar generando desincentivos a la búsqueda activa de empleo por parte de estos trabajadores.

Este análisis lo podemos llevar a cabo, aplicando el enfoque y la metodología propios de la evaluación causal, gracias a la introducción en el año 2003 de otro instrumento de protección por desempleo destinado al mismo colectivo de trabajadores y aplicado en las mismas regiones, la Renta Agraria. El diseño de esta nueva medida establece ciertos incentivos a la oferta de trabajo, concretamente incentivos monetarios, a través de una mayor cuantía de la prestación a medida que aumenta el número de días trabajados.

Para llevar a cabo nuestro estudio, hemos dividido la muestra de datos en distintos grupos comparados de trabajadores según el tipo de prestación (Renta o Subsidio) que reciben, su género y su edad. Para cada grupo comparado hemos llevado a cabo un análisis descriptivo sobre las duraciones medias de las experiencias de desempleo tras un episodio de cobro, obteniendo evidencia a nivel descriptivo sobre la reducción en las duraciones medias de desempleo para los individuos que han percibido la Renta Agraria respecto a los que siguen percibiendo el Subsidio Agrario. La magnitud de este efecto varía según el grupo comparado, pero hemos obtenido básicamente que para todos los grupos de trabajadores analizados, la duración media de los períodos de desempleo entre 2004 y 2009 para los que cobraron Renta Agraria es inferior a la de los que cobraron Subsidio Agrario.

Posteriormente se ha realizado un análisis econométrico empleando la metodología de evaluación causal, para estimar el efecto medio del tratamiento, consistente en percibir Renta Agraria, sobre los tratados, frente a los individuos que perciben Subsidio Agrario que son considerados el grupo de control. Aplicando esta metodología, hemos estimado el efecto de percibir Renta sobre la duración del desempleo, la duración de la experiencia de empleo en el REASS, la probabilidad de reempleo en el REASS y la probabilidad de reempleo en el Régimen General de la Seguridad Social, tras un episodio de cobro.

Nuestros resultados indican que percibir Renta, frente a percibir Subsidio, aumenta la duración del empleo en el REASS posterior al cobro una media de 61,4 días para los hombres (37,3 días para los jóvenes, y 85,5 días para los mayores) y 87,1 días para las mujeres (77,8 días para las menores de 25 años, y 96,4 días para las de entre 25 y 51 años). Asimismo, encontramos que cobrar Renta Agraria disminuye la duración del desempleo posterior al cobro (74,6 días menos para los hombres y 56,5 días menos en el caso de las mujeres) en comparación con lo que ocurre para los que cobran Subsidio Agrario, y aumenta la probabilidad de que se produzcan nuevos reempleos, pero sólo en trabajos cotizando al REASS, observando que dichas tasas de reemplazo son superiores para las mujeres perceptoras de Renta Agraria (el 26% para las mujeres, frente al 18% para los hombres). Sin embargo, cuando analizamos la probabilidad de que se produzcan nuevos reempleos en el Régimen General de la Seguridad Social, parece que la Renta Agraria reduce estas tasas en un 17,1% para las mujeres entre 25 y 51 años, y de manera más intensa para los hombres del mismo grupo de edad, en un 21,1%. La no disponibilidad de los empleos encuadrados dentro del programa de empleo agrario, denominada AEPSA, para los perceptores de Renta Agraria podría estar detrás de este efecto.

En definitiva, parece que existen incentivos entre los trabajadores eventuales agrarios de las regiones de Andalucía y Extremadura de edad inferior a 52 años de cara a trabajar un mayor número de días al año, pero el diseño del actual sistema de protección por desempleo aplicado a este colectivo genera desincentivos a hacerlo. Este desincentivo es más fuerte entre los trabajadores de entre 25 y 52 años.

Referencias bibliográficas

- [1] Becker, S.O. e Ichino, A. (2002): “Estimation of average treatment effects based on propensity scores”, *The Stata Journal*, 2, N° 4, pp. 358-377.
- [2] Caliendo, M. y Kopeining, S. (2005): “Some practical guidance for the implementation of the propensity score matching”, IZA DP No. 1588, Discussion Paper Series.
- [3] Cansino, J.M. (1996): “Incentivos y posibilidades de fraude al sistema de subsidio por desempleo del REASS.», *Revista Investigación Agraria, Serie Economía*, vol. 11 (n° 3). Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, Madrid.
- [4] García-Pérez, J.I. (2004): “Problemas de incentivos en el diseño de políticas asistenciales para la protección por desempleo: una aplicación al subsidio agrario”, Centro de Estudios Andaluces.
- [5] García-Pérez, J.I. (2008): “La Muestra Continua de Vidas Laborales: una guía de uso para el análisis de transiciones”, *Revista de Economía Aplicada*, Número E-1 (vol. XVI), pp. 5-28.
- [6] Heckman, J.J., Ichimura, H., Smith, J. y Todd, P. (1998): “Characterizing Selection bias using Experimental Data”, *Econometrica*, vol. 66, n.º 5, págs. 1.017-1.098.
- [7] Kaplan, E.L. y Meier, P. (1958): “Nonparametric estimation from incomplete observations”, *Journal of the American Statistical Association*, 53, pp. 457-481.
- [8] Plesca, M. y Smith, J.A. (2007): "Evaluating multi-treatment programs: theory and evidence from the US Job Training Partnership Act experiment." *Empirical Economics*, 32(2-3): 491-528.
- [9] Rosenbaum, P.R. y Rubin, D.B. (1983): “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70, pp. 41-75.

[10] Rosenbaum, P.R. y Rubin, D.B. (1984): “Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score”, *Journal of the American Statistical Association*, 79, pp. 516-524.

Apéndice metodológico

1. *Nearest Neighbor Matching* y *Radius Matching*

El método de emparejamiento (*matching*) llevado a cabo por este tipo de estimadores consiste en la construcción de una serie de subgrupos de control para cada uno de los individuos pertenecientes al grupo de tratamiento en base a los valores tomados por el *propensity score* para cada individuo en cada uno de los grupos. Los individuos que integran cada subgrupo de control deben cumplir la siguiente condición:²⁸

$$C(i) = \min_j \| p_i - p_j \| \quad (7)$$

Por tanto, los individuos que integran cada uno de estos subgrupos de control $C(i)$ tienen un *propensity score* que minimiza la diferencia con el *propensity score* estimado del individuo i del grupo de tratamiento.

Para el *Radius Matching*, se debe cumplir que la diferencia entre el valor de los *propensity score* estimados no puede ser mayor que un determinado número denominado *radio* (de ahí el nombre de *Radius Matching*), por lo que, para el estimador *Radius* la condición anterior se convierte en la siguiente:

$$C(i) = \{p_j \mid \| p_i - p_j \| < r\} \quad (8)$$

Para estos dos métodos de *matching*, el estimador del Efecto Medio del Tratamiento se define como:

$$\tau^M = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} (Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C) \quad (9)$$

Donde:

²⁸ En las estimaciones realizadas por el método *Radius Matching* (Tablas A.5, A.6, A.7 y A.8) aplicamos un valor para el parámetro *radius* de 0,03.

N^T : Número total de individuos que han sido tratados (en nuestro estudio, que han percibido Renta Agraria).

Y_i^T : Valor de la variable de interés sobre la cual queremos medir el efecto medio del tratamiento para los tratados.

Y_j^C : Valor de la variable de interés para los individuos del grupo de control.

w_{ij} : Ponderación dada a Y_j^C para los individuos del grupo de control. Esta variable toma los siguientes valores:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{N_i^C} & \text{si } j \in C(i) \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (10)$$

Donde

N_i^C : Número de individuos del grupo de control que han sido emparejados, en base al valor del *propensity score* estimado, para cada individuo i perteneciente al grupo de tratamiento.

2. Stratification Matching

Por último, también utilizaremos el estimador “estratificado”. Este estimador calcula el Efecto Medio del Tratamiento sobre los Tratados a través de la siguiente expresión:

$$\tau^S = \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C} \quad (11)$$

Donde:

Y_i^T : Valor de la variable de interés sobre la cual queremos medir el efecto medio del tratamiento para los tratados.

Y_j^C : Valor de la variable de interés para los individuos del grupo de control.

N_q^T : Número total de individuos tratados en cada bloque q (en nuestro estudio, que han percibido Renta Agraria).

N_q^C : Número total de individuos no tratados que se emparejan con los individuos del grupo de tratamiento en cada bloque q .

$I(q)$: Conjunto de individuos tratados y no tratados contenidos en cada bloque q realizado en base a la cercanía de los valores estimados del *propensity score* de ambas poblaciones.

Una de las diferencias fundamentales entre ambos tipos de estimadores es que el estimador “estratificado” no realiza un proceso de *matching* individualizado entre los individuos del grupo de tratamiento y los del grupo de control, mientras que los estimadores anteriores sí realizan el *matching* entre individuos tratados y no tratados individualmente para seleccionar a aquellos individuos del grupo de control que cumplen las condiciones explicadas anteriormente. Por tanto, en nuestro análisis nos decantaremos más por las estimaciones realizadas por los dos primeros estimadores frente a este último, al ser más estrictos en sus comparaciones entre individuos tratados y no tratados.

Anexo de Tablas

Tabla 1: Principales magnitudes relacionadas con el Subsidio Agrario y la Renta Agraria en Andalucía y Extremadura (2004-2009).^a

Año	Presupuesto Subsidio Agrario ^b	Presupuesto medio por beneficiario de Subsidio Agrario	Nº beneficiarios Subsidio Agrario	Nº beneficiarios Renta Agraria
2004	884.354.000	4.483	197.251	9.780
2005	888.127.000	4.647	191.106	15.184
2006	878.081.000	4.746	184.999	19.932
2007	848.960.000	4.846	175.190	26.594
2008	826.558.000	4.971	166.266	31.478
2009	816.492.000	5.138	158.910	37.173

Fuente: Servicio Público de Empleo Estatal y Ministerio de Trabajo e Inmigración

^a En los datos sobre el presupuesto dedicado al pago del Subsidio Agrario no se incluye el importe procedente de la Renta Agraria, ya que en las estadísticas del SPEE dicha partida se encuentra incluida en el cómputo total de los subsidios asistenciales de desempleo, por lo que no podemos extraer la valoración exclusiva para esta prestación.

^b Cifras de presupuesto y gasto medio expresadas en euros corrientes.

Tabla 2: Distribución de la muestra de trabajadores, según sexo, edad, nivel de cualificación y nivel de estudios.

	Andalucía		Extremadura	
	Subsidio Agrario	Renta Agraria	Subsidio Agrario	Renta Agraria
Exper. en REASS (días/año)	252,42	236,85	257,22	225,06
Exper. en Régimen General (días/año)	11,44	21,98	18,88	27,65
Hombres	33,12 %	59,61 %	51,70 %	70,42 %
Mujeres	66,88 %	40,39 %	48,30 %	29,58 %
Menores de 25 años	5,54 %	16,67 %	6,10 %	18,31 %
Entre 25 y 34 años	18,79 %	34,44 %	18,18 %	22,36 %
Entre 35 y 44 años	27,92 %	27,29 %	27,90 %	27,46 %
Entre 45 y 51 años	17,65 %	12,68 %	18,60 %	20,60 %
Más de 52 años	30,10 %	8,92 %	29,22 %	11,27 %
Cualif. Alta	0,32 %	0,92 %	0,22 %	1,78 %
Cualif. Media	2,33 %	4,70 %	1,58 %	7,66 %
Cualif. Baja	97,34 %	94,38 %	98,21 %	90,55 %
Educ. Baja	70,32 %	66,64 %	72,14 %	64,05 %
Educ. Media	29,36 %	32,21 %	27,63 %	33,03 %
Educ. Alta	0,33 %	1,15 %	0,23 %	2,92 %
Total observaciones	61.257	4.013	9.212	568

Tabla 3: Estructura de la oferta de trabajo anual. Andalucía 2004-2009.

Andalucía		Subsidio Agrario					Renta Agraria				
Duración Media (en días)		Cobro	REASS	Reg. General	Desempleo	Nº observ.	Cobro	REASS	Reg. General	Desempleo	Nº observ.
Hombres											
Menores 25 años											
	2004	132,04	83,59	37,34	112,03	344	61,08	150,77	0,00	153,15	13
	2005	120,27	87,74	31,34	125,65	258	59,49	154,05	28,26	123,21	43
	2006	114,95	97,32	34,82	117,91	203	69,20	143,89	41,79	110,13	56
	2007	114,66	102,65	25,83	121,86	180	77,12	135,61	51,48	100,79	67
	2008	115,48	109,71	19,32	120,49	160	85,94	160,25	36,22	82,59	109
	2009	110,86	119,48	14,06	120,60	215	91,13	156,83	22,18	94,86	105
Entre 25 y 51 años											
	2004	160,25	73,02	20,73	111,00	2.590	86,29	98,92	26,55	153,24	62
	2005	148,13	83,01	22,28	111,58	2.318	79,48	141,73	27,78	116,01	139
	2006	150,80	89,74	23,15	101,32	2.084	80,49	139,35	39,17	105,99	200
	2007	148,18	101,13	19,99	95,70	1.874	91,05	141,15	36,24	96,56	315
	2008	147,23	108,10	13,84	95,84	1.739	96,36	150,37	23,22	95,04	458
	2009	148,19	111,02	13,13	92,66	1.589	101,01	157,51	13,53	92,95	594
Mujeres											
Menores 25 años											
	2004	151,18	67,53	16,59	129,70	440	52,93	149,07	12,29	150,71	14
	2005	140,26	74,43	15,70	134,61	414	72,71	176,65	34,56	81,09	34
	2006	133,87	80,91	20,53	129,68	352	67,20	157,04	25,00	115,76	45
	2007	132,30	85,19	15,92	131,59	304	89,31	147,52	30,45	97,72	64
	2008	132,23	84,19	15,10	133,47	268	90,26	160,17	21,20	93,37	65
	2009	130,44	84,26	13,38	136,92	254	86,85	117,59	14,20	146,35	54
Entre 25 y 51 años											
	2004	173,74	42,97	9,66	138,63	4.808	53,73	158,67	19,57	133,03	30
	2005	163,43	48,20	10,88	142,49	4.719	88,28	122,28	19,95	134,49	87
	2006	168,70	52,84	13,11	130,34	4.670	87,02	140,72	16,03	121,23	133
	2007	166,65	61,50	12,85	124,00	4.511	87,26	152,69	12,75	112,30	234
	2008	163,70	63,89	12,29	125,12	4.381	94,61	137,83	15,38	117,18	302
	2009	169,98	66,43	14,33	114,25	4.141	90,39	147,75	14,20	112,66	432

Tabla 4: Estructura de la oferta de trabajo anual. Extremadura 2004-2009.

Extremadura		Subsidio Agrario					Renta Agraria				
Duración Media (en días)		Cobro	REASS	Reg. General	Desempleo	Nº observ.	Cobro	REASS	Reg. General	Desempleo	Nº observ.
Hombres											
Menores 25 años											
	2004	147,99	76,97	35,57	104,47	68	75,50	179,00	29,00	81,50	2
	2005	110,05	108,20	35,59	111,16	56	63,00	137,75	62,50	101,75	4
	2006	115,36	108,00	55,62	86,02	47	94,40	119,90	33,80	116,90	10
	2007	98,67	109,19	45,12	112,02	42	78,45	155,18	21,36	110,00	11
	2008	101,00	112,72	26,33	124,94	36	82,93	137,00	34,00	111,07	15
	2009	97,86	121,67	17,41	128,06	49	87,94	160,83	8,44	107,78	18
Entre 25 y 51 años											
	2004	154,08	87,36	23,27	100,29	574	84,92	105,63	8,79	165,67	24
	2005	128,58	98,12	27,02	111,29	529	86,58	105,50	24,85	148,08	26
	2006	149,91	101,29	22,33	91,47	510	108,02	133,10	36,44	87,44	41
	2007	136,80	117,18	28,79	82,22	450	88,34	114,04	30,13	132,49	47
	2008	139,87	118,33	24,72	82,07	421	104,14	134,72	29,88	96,27	64
	2009	152,86	118,00	21,17	72,97	385	107,54	124,95	37,90	94,61	82
Mujeres											
Menores 25 años											
	2004	158,08	39,77	21,04	146,11	53	-	-	-	-	0
	2005	131,56	57,19	37,46	138,79	48	30,00	188,50	30,50	116,00	2
	2006	116,83	86,49	31,46	130,22	41	54,14	100,71	11,57	198,57	7
	2007	120,30	123,90	17,28	103,53	40	65,75	124,42	31,67	143,17	12
	2008	127,76	99,10	20,66	117,49	41	67,42	101,00	36,67	159,92	12
	2009	112,85	103,02	17,34	131,78	41	79,91	161,00	17,82	106,27	11
Entre 25 y 51 años											
	2004	170,12	44,95	22,10	127,84	529	207,00	90,50	0,00	67,50	2
	2005	141,99	55,87	23,57	143,57	533	45,88	192,75	6,88	119,50	8
	2006	166,69	56,99	18,43	122,90	530	80,11	137,42	26,63	120,84	19
	2007	163,99	69,34	23,08	108,59	525	87,35	123,74	28,65	125,26	23
	2008	163,29	71,88	25,05	104,78	514	79,59	159,86	13,79	111,76	29
	2009	175,60	70,06	21,94	97,40	458	97,91	150,06	19,00	98,03	35

Tabla 5: Coeficientes estimados del *propensity score*. Hombres menores de 25 años.

Renta	Coefficiente	Error Estándar	Estad. t
Experiencia en el REASS (años)	0,744	0,234	3,17
Experiencia en el REASS (años ²)	-0,096	0,035	-2,76
Nivel educativo bajo	-0,690	0,379	-1,82
Edad	-0,036	0,053	-0,68
Almería	3,459	0,501	6,90
Jaén	0,010	0,387	0,03
Cádiz	1,176	0,403	2,92
Huelva	1,523	0,349	4,37
Málaga	-0,149	0,656	-0,23
Sevilla	0,372	0,317	1,17
Extremadura	0,504	0,328	1,54
Año 2004	-2,884	0,499	-5,78
Año 2005	-1,691	0,359	-4,70
Año 2006	-0,842	0,307	-2,74
Año 2007	-0,356	0,290	-1,23
Año 2008	0,031	0,261	0,12
Constante	-1,493	1,151	-1,30

Nota: La función de verosimilitud es -373.33598, el PseudoR2 es 0.2150 y el número de observaciones es 1.259, de las cuales con tratamiento son 158. La población de referencia está formada por hombres con nivel educativo alto (en nuestro caso, título superior a graduado escolar) que viven en las provincias de Córdoba y Granada. Todas las variables explicativas de esta estimación han pasado el “test de balanceo”, con un nivel de significatividad de 0.001, para cumplir el supuesto de independencia entre las características individuales (observables) y la selección al tratamiento. Tras restringir la muestra sobre la Región de Soporte Común, el grupo de control se reduce en 44 observaciones, quedando dicho grupo finalmente con un tamaño de 1.057 observaciones.

Tabla 6: Coeficientes estimados del *propensity score*. Hombres entre 25 y 51 años.

Renta	Coefficiente	Error Estándar	Estad. t
Experiencia en el REASS media-alta	-1,535	0,088	-17,43
Experiencia en el REASS alta	-4,297	0,207	-20,79
Nivel educativo bajo	-0,922	0,114	-8,08
Edad	-0,042	0,005	-8,11
Almería	3,258	0,119	27,47
Jaén	0,368	0,130	2,83
Huelva	2,468	0,120	20,49
Málaga	-0,604	0,215	-2,81
Extremadura	0,154	0,122	1,26
Año 2005	1,072	0,202	5,31
Año 2006	1,930	0,198	9,75
Año 2007	3,071	0,190	16,15
Año 2008	3,918	0,189	20,75
Año 2009	4,476	0,187	23,96
Constante	-2,547	0,273	-9,31

Nota: La función de verosimilitud es -2347.341, el PseudoR2 es 0.4152 y el número de observaciones es 14.247, de las cuales con tratamiento son 1.157. La población de referencia está formada por hombres con nivel educativo alto (en nuestro caso, título superior a graduado escolar) y experiencia en el régimen agrario baja y media-baja, que viven en las provincias de Córdoba, Granada, Sevilla y Cádiz. Todas las variables explicativas de esta estimación han pasado el “test de balanceo”, con un nivel de significatividad de 0.001, para cumplir el supuesto de independencia entre las características individuales (observables) y la selección al tratamiento. Tras restringir la muestra sobre la Región de Soporte Común, el grupo de control se reduce en 243 observaciones, quedando dicho grupo finalmente con un tamaño de 12.847 observaciones.

Tabla 7: Coeficientes estimados del *propensity score*. Mujeres menores de 25 años.

Renta	Coefficiente	Error Estándar	Estad. t
Experiencia en el REASS (años)	-0,170	0,114	-1,49
Nivel educativo bajo	-0,556	0,408	-1,36
Edad	-0,058	0,068	-0,85
Almería	4,059	0,450	9,03
Jaén	-1,012	0,801	-1,26
Cádiz	-0,467	0,805	-0,58
Huelva	1,912	0,415	4,60
Málaga	0,373	0,697	0,53
Sevilla	-1,008	0,621	-1,62
Extremadura	0,359	0,532	0,67
Año 2004	-2,499	0,539	-4,64
Año 2005	-1,850	0,456	-4,05
Año 2006	-1,316	0,422	-3,12
Año 2007	-0,577	0,363	-1,59
Año 2008	-0,064	0,338	-0,19
Constante	-0,807	1,558	-0,52

Nota: La función de verosimilitud es -251.46978, el PseudoR2 es 0.3584 y el número de observaciones es 1.802, de las cuales con tratamiento son 102. La población de referencia está formada por hombres con nivel educativo alto (en nuestro caso, título superior a graduado escolar) que viven en las provincias de Córdoba y Granada. Todas las variables explicativas de esta estimación han pasado el “test de balanceo”, con un nivel de significatividad de 0.001, para cumplir el supuesto de independencia entre las características individuales (observables) y la selección al tratamiento. Tras restringir la muestra sobre la Región de Soporte Común, el grupo de control se reduce en 211 observaciones, quedando dicho grupo finalmente con un tamaño de 1.489 observaciones.

Tabla 8: Coeficientes estimados del *propensity score*. Mujeres entre 25 y 51 años.

Renta	Coefficiente	Error Estándar	Estad. t
Experiencia en el REASS media-alta	-1,672	0,101	-16,63
Experiencia en el REASS alta	-3,104	0,241	-12,88
Nivel educativo bajo	-0,970	0,115	-8,46
Edad	-0,269	0,063	-4,27
Edad^2	0,003	0,001	4,09
Almería	4,419	0,155	28,48
Cádiz	-0,391	0,357	-1,10
Málaga	-0,049	0,288	-0,17
Huelva	3,294	0,141	23,43
Sevilla	0,421	0,167	2,52
Extremadura	0,763	0,202	3,79
Año 2004	-4,353	0,254	-17,14
Año 2005	-3,177	0,181	-17,58
Año 2006	-2,263	0,154	-14,72
Año 2007	-1,209	0,127	-9,52
Año 2008	-0,617	0,118	-5,22
Constante	3,065	1,173	2,61

Nota: La función de verosimilitud es -2086.8195, el PseudoR2 es 0.3940 y el número de observaciones es 29.376, de las cuales con tratamiento son 737. La población de referencia está formada por hombres con nivel educativo alto (en nuestro caso, título superior a graduado escolar) y experiencia en el régimen agrario baja y media-baja, que viven en las provincias de Córdoba, Granada y Jaén. Todas las variables explicativas de esta estimación han pasado el “test de balanceo”, con un nivel de significatividad de 0.01, para cumplir el supuesto de independencia entre las características individuales (observables) y la selección al tratamiento. Tras restringir la muestra sobre la Región de Soporte Común, el grupo de control se reduce en 784 observaciones, quedando dicho grupo finalmente con un tamaño de 27.855 observaciones.

Tabla 9: Hombres menores de 25 años (MCVL 2009).

	<i>Kernel (bwidth 0.01)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.03)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.06)</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	37,297	12,276	3,038	37,404	11,768	3,178	39,262	10,076	3,896
Duración Desempleo	-73,455	9,276	-7,919	-71,389	9,812	-7,276	-71,811	9,142	-7,855
Probabilidad reempleo REASS	0,128	0,072	1,774	0,140	0,065	2,150	0,156	0,062	2,494
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,043	0,042	-1,004	-0,045	0,036	-1,251	-0,051	0,037	-1,376

Tabla 10: Hombres entre 25 y 51 años (MCVL 2009).

	<i>Kernel (bwidth 0.01)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.03)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.06)</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	85,545	4,377	19,542	84,103	4,321	19,465	82,568	4,533	18,214
Duración desempleo	-75,722	6,088	-12,438	-72,811	4,163	-17,489	-73,208	4,306	-17,003
Probabilidad reempleo REASS	0,235	0,030	7,704	0,244	0,026	9,247	0,238	0,027	8,651
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,211	0,026	-7,996	-0,217	0,027	-8,171	-0,215	0,023	-9,229

Tabla 11: Mujeres menores de 25 (MCVL 2009).

	<i>Kernel (bwidth 0.01)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.03)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.06)</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	77,823	12,357	6,298	81,241	12,587	6,454	81,970	12,511	6,552
Duración desempleo	-45,487	11,206	-4,059	-48,700	10,810	-4,505	-52,064	8,952	-5,816
Probabilidad reempleo REASS	0,326	0,059	5,540	0,312	0,056	5,549	0,300	0,059	5,113
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,209	0,079	-2,646	-0,166	0,064	-2,608	-0,155	0,056	-2,791

Tabla 12: Mujeres entre 25 y 51 años (MCVL 2009).

	<i>Kernel (bwidth 0.01)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.03)</i>			<i>Kernel (bwidth 0.06)</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	96,436	4,112	23,455	98,125	4,471	21,948	99,826	4,061	24,585
Duración desempleo	-67,588	4,685	-14,427	-70,721	4,280	-16,523	-73,551	4,082	-18,017
Probabilidad reempleo REASS	0,193	0,026	7,414	0,181	0,023	7,738	0,173	0,025	6,927
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,171	0,015	-11,207	-0,174	0,015	-12,024	-0,181	0,015	-12,081

Tabla 13: Hombres menores de 25 años (MCVL 2009)

	<i>Stratification</i>			<i>Nearest Neighbor</i>			<i>Radius</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	37,783	12,474	3,029	38,424	14,314	2,684	71,695	9,526	7,526
Duración desempleo	-69,755	9,626	-7,247	-71,310	12,591	-5,664	-86,576	6,542	-13,233
Probabilidad reempleo REASS	0,157	0,069	2,281	0,082	0,082	1,005	0,163	0,043	3,804
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,059	0,038	-1,546	-0,051	0,051	-0,993	-0,107	0,034	-3,108

Tabla 14: Hombres entre 25 y 51 años (MCVL 2009)

	<i>Stratification</i>			<i>Nearest Neighbor</i>			<i>Radius</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	86,292	4,110	20,998	90,109	4,878	18,473	66,848	3,460	19,320
Duración desempleo	-73,506	4,747	-15,486	-76,204	6,544	-11,645	-84,968	2,279	-37,282
Probabilidad reempleo REASS	0,240	0,026	9,393	0,232	0,030	7,869	0,179	0,015	11,765
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,221	0,024	-9,315	-0,202	0,029	-6,929	-0,223	0,010	-22,127

Tabla 15: Mujeres menores de 25 años (MCVL 2009)

	<i>Stratification</i>			<i>Nearest Neighbor</i>			<i>Radius</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	77,817	13,979	5,567	74,147	15,267	4,857	94,782	11,357	8,346
Duración desempleo	-47,525	9,617	-4,942	-48,520	15,355	-3,160	-85,732	7,648	-11,209
Probabilidad reempleo REASS	0,314	0,065	4,857	0,333	0,073	4,545	0,126	0,051	2,451
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,132	0,048	-2,716	-0,196	0,080	-2,441	-0,176	0,026	-6,796

Tabla 16: Mujeres entre 25 y 51 años (MCVL 2009)

	<i>Stratification</i>			<i>Nearest Neighbor</i>			<i>Radius</i>		
	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t	Coefic.	Error Estándar	Estad. t
Duración empleo intercobro REASS	95,742	4,311	22,211	96,562	4,214	22,915	104,969	4,277	24,544
Duración desempleo	-66,369	4,847	-13,691	-67,485	6,126	-11,015	-88,842	2,545	-34,905
Probabilidad reempleo REASS	0,193	0,026	7,495	0,195	0,025	7,909	0,133	0,019	7,170
Probabilidad reempleo Régimen General	-0,171	0,014	-11,884	-0,192	0,021	-8,992	-0,224	0,010	-22,809